
排污费征收标准改革是否促进了中国工业 二氧化硫减排

郭俊杰 方 颖 杨 阳*

内容提要 利用中国 2007–2014 年各省二氧化硫(SO_2) 排污费征收标准调整这一准自然实验,本文采用倍差法和三重差分法检验了中国排污收费政策的治污效果。研究发现,中国排污收费政策虽然因征收标准偏低、内生执法等问题而广受质疑,但仍具有非常显著的减排效果。提高排污费征收标准能够显著降低单位工业产出污染物的排放,空气中 SO_2 浓度也相对降低。此次排污费征收标准调整并未引起污染转移效应,相应污染企业选择治理污染而不是逃避环境监管。进一步的影响机制分析检验发现,此次排污费征收标准调整不仅促使企业加强了污染末端治理,也激励企业加强前端预防的管控手段,在降低单位工业产出煤炭使用的同时,相应企业的生产工艺也得到了显著改善。

关 键 词 排污收费政策 倍差法 减排 污染转移

一 引言

改革开放以来,中国经济长期保持高速增长,各项建设取得了举世瞩目的成就,但

* 郭俊杰:厦门大学王亚南经济研究院;方颖(通讯作者):厦门大学王亚南经济研究院和经济学院 福建省厦门市思明南路422号经济楼A411室 361005;杨阳:加州大学圣迭戈分校政治科学系。电子信箱: guojun-jie0826@outlook.com(郭俊杰); yifst1@xmu.edu.cn(方颖); yay103@ucsd.edu(杨阳)。

作者感谢国家杰出青年科学基金(71625001)和国家自然科学基金重点项目(71631004)的研究资助。感谢三位匿名审稿人提出的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

同时也付出了巨大的环境代价。经济发展与环境保护的矛盾日趋尖锐。根据世界银行 2016 年发布的一项研究报告(World Bank 2016) ,由空气环境污染导致的中国福利损失达到 GDP 的 10.9%。中国环境保护部发布的《2015 中国环境状况公报》显示 2015 年中国 265 个城市空气质量污染超标 ,占比为 78.4% ,出现酸雨的城市比例达到 40.4%。针对全国地下水水质监测评价结果显示 ,水质较差和极差级别的监测井(点)比例分别达到 42.5%和 18.8%。对于中国环境污染的影响因素 ,已有众多文献从多个角度进行了研究 ,包括经济增长(包群和彭水军 2006; Shen 2006)、外商投资(Bao 等 2011; 许和连和邓玉萍 2012; Bai 和 Lyu 2015)、对外贸易(Dean 等 2009; Jayanthakumaran 和 Liu 2012; 谢锐和赵果梅 2016; 杨子晖和田磊 2017) 以及环境管制(李永友和沈坤荣 2008; 张成等 2011; 包群等 2013) 等 ,但排污收费政策作为中国环境政策体系中最为重要的一项环境经济政策 ,其治污效果仍有待进一步的研究。

排污费或排污税制度虽然在发达国家取得了显著的治污效果(Brown 和 Johnson , 1984; Bongaerts 和 Kraemer ,1989) ,在发展中国家却普遍存在“内生执法”^①问题(Pargal 和 Wheeler ,1996; Hettige 等 ,1996; Hartman 等 ,1997) 。作为最大的发展中国家 ,中国早在 1979 年就从法律上确立了排污收费制度 ,并开始试点征收排污费 ,然而各省之间排污费实际征收率有显著的差异 ,因其受到地方经济发展状况以及环境质量的影响而同样存在内生执法问题(Wang 和 Wheeler 2000; Chen 等 ,2014; Maung 等 2016) ,同时由于较低的征收标准及地方保护主义 ,中国排污收费制度的治污效果也广受质疑(Florig 等 ,1995; Sinkule 和 Ortolano ,1995; Fujii 和 Managi 2013) 。

2007 年 5 月国务院发布《节能减排综合性工作方案》(下文简称《方案》) ,要求各省(市区)按照补偿治理成本原则 ,提高排污单位排污费征收标准 ,将 SO_2 排污费从原来的每公斤 0.63 元分 3 年提高到每公斤 1.26 元 ,在原有基础上将 SO_2 排污费征收标准(以下简称排污费标准)提高一倍 ,部分省(市区)陆续进行了相应调整。然而对于这次排污费标准的重大调整 ,却缺乏相应治理效果的经验研究。本文利用此次各省份排污费标准调整 ,构建了省级面板数据 ,基于倍差法考察了中国排污收费政策的治污效果。在评估中国排污收费政策的治污效果时采用排污费标准调整这一准自然实验 ,具有如下优势:

首先 ,现有关于中国排污收费政策治污效果的研究中 ,部分学者通过估计企业减排成本(Dasgupta 等 2001) 或构建排污收费标准改革的 CGE 模型(张友国和郑玉歆 , 2005) 来评估排污收费政策的治污效果 ,而在经验分析中 ,大部分学者采用排污费实

① 即统一设计的污染税的实际征收税率受到经济发展状况和环境质量等因素的影响。

际征收率指标来评估治污效果(Wang 和 Chen ,1999; Wang ,2000; Wang 和 Wheeler , 2000) 。在回归方程中使用该指标的主要问题在于无法有效控制实际征收率的内生性问题。根据 Wang 和 Wheeler(2000) 的研究 ,中国环境政策的执行具有明显的选择性执法问题 ,也就意味着排污费实际征收率和环境污染情况同时受到经济、政策及其他多种因素的共同影响。例如 ,排污费实际征收率和环境污染情况会同时受到经济发展情况的影响。在地方官员晋升锦标赛模式下(周黎安 2007) ,经济发展成为地方政府最重要的政策目标 ,来自地方政府的压力也使得各地方环保机构在实际执法过程中存在很大差异 ,从而导致排污费实际征收率受经济发展情况的影响(Wang 和 Wheeler 2000; Chen 等 2014) 。根据包群和彭水军(2006) 、Shen(2006) 、王敏和黄滢(2015) 的研究 ,环境污染情况也同样遭受来自经济增长方面的影响。此外 ,环境污染情况和排污费实际征收率之间也存在相互影响关系(Wang 和 Wheeler 2000) 。从 2007 年开始的排污费标准调整则为我们考察排污收费政策的治污效果提供了一个新的视角。由于在 2015 年以前只有部分省份调整了排污费标准 ,这为我们的研究提供了一个极好的准自然实验。

其次 ,利用这次排污费标准调整 ,通过比较处理组和参照组 SO_2 排放情况 ,我们可以在一定条件下准确识别排污收费政策的治污效果。在各国排污收费政策实践中都没有使用单一的治理工具 ,而常常是组合使用多种工具 ,中国也不例外。将排污收费政策的治污效果从其他环境管制工具的治污效果中识别出来存在很大难度 ,经济发展情况、贸易开放程度、污染治理投资以及其他众多影响环境污染的不可观测因素加剧了政策效果评估的难度。在排污费标准调整下 ,借助倍差法这一有力工具 ,通过比较处理组和参照组的排污变化 ,我们能够较好地控制可观测和不可观测因素的影响 ,从而识别排污收费政策的治污效果。

具体地 ,我们收集了 2007–2014 年各省份 SO_2 排污费征收标准调整信息 ,通过构建省级面板数据 ,采用倍差法评估排污费标准调整对 SO_2 排放的治理效果。以单位工业总产值 SO_2 排放量为因变量 ,我们发现提高排污费标准能够显著减少 SO_2 的排放 ,在控制了协变量和非线性时间趋势的交互影响后 ,结论依然稳健。由于 SO_2 排污费的征收对象是工业企业排放的工业 SO_2 ,针对生活 SO_2 、工业烟(粉) 尘的回归结果显示提高排污费标准对这些污染物的减排作用有限 ,因而从侧面进一步支持我们的研究结论。此外 ,由于各省份排污费调整时间可能受地方政府污染治理决心的影响 ,我们以工业烟(粉) 尘作为参照组进行三重差分检验 ,结果显示结论依然稳健。采用空气中 SO_2 浓度数据的检验结果显示此次排污费调整显著降低了空气中 SO_2 的浓度 ,不同来

源数据的检验结果也交叉验证了我们的结论。

在影响机制方面,我们分别对企业加强前端预防的管控手段和进行污染末端治理两种治污途径进行检验,发现提高排污费标准不仅促使企业加强了污染末端治理,还为企业加强前端预防的管控手段提供了经济激励,使企业降低单位工业产出煤炭的使用及改进生产工艺,并获得了显著的减排效果。

本研究不仅为排污收费政策的治污效果评估提供了新的经验证据,也为环境税的开征以及节能减排政策目标的实现提供了政策参考。本文余下部分的安排为:第二部分是排污收费制度的理论基础与中国排污收费政策;第三部分是数据、计量模型和识别策略;第四部分是经验分析;第五部分是影响机制检验分析;最后为总结性评论。

二 排污收费制度的理论基础与中国排污收费政策

排污收费制度是政府按照污染排放造成的环境外部损失征收费用,进而实现排污单位环境外部成本内部化的途径和手段。针对企业环境污染带来的负外部性,庇古(Pigou, 1920)提出对企业的排污行为征税,使税收恰好等于排污行为的边际外部成本,以矫正企业的排污成本,使外部成本内部化,这种税被称为“庇古税”,这也是排污费的来源。庇古税能使污染减少至帕累托最优水平。排污者权衡保持现有排污水平所支付的税收和减少排污所承担的减排成本,当税率高于边际减排成本时,出于成本最小化考虑,排污者会减少污染排放,直至二者相等达到污染最优水平。

排污收费制度最早于20世纪70年代初在经合组织(OECD)国家产生。借鉴发达国家环境管理的经验,中国最早在1979年9月颁布了《中华人民共和国环境保护法(试行)》,从法律上确立了中国的排污收费制度,并在部分省(市区)试行征收排污费。2003年3月国务院颁布《排污费征收使用管理条例》(下文简称《条例》),开始建立污染物排放总量收费制度。《条例》明确规定将原来的污水、废气超标单因子收费改为按污染物的种类、数量以污染当量为单位实行总量多因子排污收费。同年,原国家发展和改革委员会、财政部、原国家环境保护总局和原国家经济贸易委员会共同发布的《排污费征收标准管理办法》要求 SO_2 排污费征收标准在2005年7月1日前提高到0.63元每千克。虽然排污费征收标准在此次改革中得到适当提高,但仍然偏低。理论上,最优收费标准应该与平均边际治理成本相等,但考虑到企业承受能力,并没有按照补偿治理成本原则征收排污费,而是实行减半征收。排污费征收标准是整个排污收费制度的关键要素,直接决定了企业是否采取污染治理措施。由于排污费征收标准仅

为企业污染治理设施运转成本的 50% ,对排污者的污染治理激励作用有限 ,甚至造成部分排污者宁可缴纳排污费也不去治理污染(董战峰等 2010)。

随着经济的发展 ,环境污染问题也越来越突出 ,面对严峻的环境形势,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十一个五年规划纲要》明确提出了“十一五”期间单位国内生产总值能耗降低 20% 左右 ,主要污染物排放总量减少 10% 的约束性指标。为完成“十一五”期间的节能减排目标 2007 年 5 月国务院发布的《方案》在原有基础上将 SO_2 排污费标准提高一倍。

《方案》发布之后 ,各省份 SO_2 排污费征收标准调整情况如表 1 所示。在这一政策下 ,江苏省率先在 2007 年 7 月 1 日调整了排污费标准。在 2015 年前 ,一共有 15 个省(市区)陆续全面调整了排污费标

表 1 部分省(市区) SO_2 排污费征收标准调整情况

省份	开始调整时间	调整前	调整后
江苏	2007. 7. 1		1. 26 元/kg
安徽	2008. 1. 1		1. 26 元/kg
河北	2008. 7. 1		1. 26 元/kg
山东	2008. 7. 1		1. 26 元/kg
内蒙古	2008. 7. 10		1. 26 元/kg
广西	2009. 1. 1		1. 26 元/kg
上海	2009. 1. 1		1. 26 元/kg
云南	2009. 1. 1	0. 63 元/kg	1. 26 元/kg
广东	2010. 4. 1		1. 26 元/kg
辽宁	2010. 8. 1		1. 26 元/kg
天津	2010. 12. 20		1. 26 元/kg
新疆	2012. 8. 1		1. 26 元/kg
北京	2014. 1. 1		10 元/kg
宁夏	2014. 3. 1		1. 26 元/kg
浙江	2014. 4. 1		1. 26 元/kg

准。此外 ,山西和黑龙江省则只是针对未完成烟气脱硫设施建设或 SO_2 超标排放的企业调整了排污费标准 ,因此本文并未将其作为处理组。除北京外 ,其他地区都将排污费标准提高了一倍。2014 年 9 月国家发展和改革委员会、财政部、环境保护部联合发布了《关于调整排污费征收标准等有关问题的通知》,要求各省(市区)在 2015 年 6 月底前将 SO_2 排污费征收标准调整至不低于每公斤 1. 26 元 ,从而全国其他省份也陆续从 2015 年开始全面调整排污费标准。

排污收费政策作为中国最重要的一项环境经济政策 ,理论上只有排污费的征收对企业经营绩效产生足够影响时 ,才能够改变企业的环境行为 ,激励企业进行污染治理。通过匹配国家重点监控企业排污费数据和工业企业数据库 ,郭俊杰和方颖(2018)发现在排除极端值和税前负利润的影响后 ,排污费与企业税前利润的比值达到 0. 12 ,高污染企业的排污费对企业的经营绩效有重要影响 ,相当于企业的另一重要税负。我们将利用此次排污费标准的调整 ,检验中国排污收费政策的治污效果。

三 数据、计量模型与识别策略

(一) 数据与主要变量

由于中国从 2003 年 7 月开始实行污染物排放总量收费制度,并在 2015 年开始全国范围调整 SO_2 排污费征收标准,因此我们构建了 2004–2014 年省级层面的面板数据^①。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2		主要变量描述性统计				
	变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>PDS</i>		334	0.216	0.412	0	1
	单位工业总产值工业 SO_2 排放(千克/万元)	334	9.718	11.530	0.415	57.828
	制造业增加值占 GDP 比重	334	0.403	0.085	0.072	0.530
	服务业增加值占 GDP 比重	334	0.410	0.082	0.283	0.779
	废气治理投资占 GDP 比重对数值	334	-7.347	0.979	-11.901	-4.830
	实际人均 GDP(万元/人)	334	2.502	1.589	0.432	8.390
	对外贸易占 GDP 比重	334	0.091	0.131	0.002	0.754
	总人口对数值	334	43.514	26.675	3.030	107.240
	GDP 增长率	334	0.162	0.059	0.006	0.323
	空气中 SO_2 浓度对数值	2893	2.998	0.753	0.170	4.186
	高 SO_2 排放行业企业数对数值	1263	5.178	1.382	0.000	8.506
	高 SO_2 排放行业工业总产出对数值	1263	6.153	1.371	-1.171	9.371
	高 SO_2 排放行业新增工业用地数对数值	1464	1.041	1.485	0.000	6.306
	高 SO_2 排放行业新增工业用地面积对数值	1464	1.785	2.341	0.000	8.130
	煤炭燃烧产生工业 SO_2 去除率	210	0.324	0.197	0.000	0.761
	单位工业总产值煤炭使用量(吨/万元)	330	1.366	1.316	0.146	6.678
	生产工艺中单位工业总产值 SO_2 产生量(千克/万元)	210	7.123	10.008	0.091	48.642
	单位工业总产值工业 SO_2 产生量(千克/万元)	334	19.307	19.386	1.108	91.317

针对主要污染排放强度变量,我们在 1% 及 99% 水平上进行了缩尾处理。本文中所有废气污染物排放数据来自《中国环境统计年鉴》,废气治理投资、人均 GDP、对外

^① 由于缺少城市层面的污染治理投资、各工业行业企业数、工业总产出、生活 SO_2 数据以及燃煤消费等数据,我们选择省级层面数据进行回归检验。同时我们也采用城市层面空气中 SO_2 浓度数据对基本回归结果进行检验。

贸易总量、GDP 增长率以及工业增加值数据来自国家统计局,而工业总产值及总人口数据来自司尔亚司数据信息有限公司(CEIC)中国经济数据库。在计算人均实际 GDP 过程中,我们参考司春林等(2002)的方法计算 GDP 平减指数。

(二) 计量模型与指标选取

为了识别排污收费政策的治污效果,我们利用 2007–2014 年各省份排污费标准调整在时间和地点上的差异,采用倍差法进行估计,基准模型如下:

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (1)$$

其中 p 和 t 分别表示省份和年份;因变量 Y_{pt} 表示单位工业总产值工业 SO_2 排放量; α_p 是省份固定效应,用以控制所有可能影响因变量同时不随时间变化的区域特征,如省内属于酸雨控制区的面积、属于 SO_2 污染控制区的面积等; γ_t 表示年份固定效应,用以控制固定年份发生在全国范围的一些冲击的影响,如 2008 年全球金融危机所带来的影响; ε_{pt} 是残差项。

在基准模型中 PDS_{pt} 是我们的关键自变量,表示具体省份排污费标准调整状况。对处理组省份且 $t \geq t_{p0}$ 时 PDS_{pt} 取值为 1,否则取值为 0。 t_{p0} 表示在这次改革中省份 p 调整排污费标准的年份;如果改革发生在当年 7 月之后,则 t_{p0} 表示改革年份的下一年。

为尽量减少其他潜在影响因素的遗漏对估计结果产生的影响,参考包群和彭水军(2006)与包群等(2013)的已有研究,我们在 $Control_{pt}$ 中还控制了废气治理投资占 GDP 比重、制造业增加值占 GDP 比重、服务业增加值占 GDP 比重、GDP 增长率、人均实际 GDP、对外贸易占 GDP 比重以及总人口对数值。

(三) 识别假设及检验

为准确识别排污费标准提高对 SO_2 排放的影响,倍差法要求处理组在没有接受处理的情况下,应该与参照组具有一致的 SO_2 排放时间变化趋势。如果排污费标准的提高在各省份之间不是随机的,则这一识别假设也将受到威胁,从而标准提高后处理组与参照组 SO_2 排放增长差异可能来自各省份其他因素差异的影响。因此,我们首先对可能同时影响 SO_2 排放量及各省份提高标准决策的潜在因素进行讨论。国务院 2007 年发布的《方案》要求“十一五”期间 SO_2 排放总量减少 10%,这就意味着 SO_2 排放量及其排放增长趋势都有可能影响各省份排污费标准的调整决策。此外,由于标准的提高可能对当地企业乃至地方经济短期内产生一定的负面影响,而地方经济发展状况对地方官员的仕途升迁具有重要影响(周黎安 2007;姚洋和张牧扬 2013),从而地方经济发展状况也可能对政府提高排污费标准的决策产生影响。

排污费标准提高决策潜在影响因素在处理组和参照组间的对比情况见表 3。

表 3 平衡性检验

变量	处理组	参照组	差异
潜在影响因素			
GDP 增长率(2004–2006)	0. 187 (0. 006)	0. 177 (0. 005)	0. 010 (0. 008)
SO ₂ 增长率(2005–2006)	0. 071 (0. 018)	0. 133 (0. 039)	–0. 062 (0. 043)
工业 SO ₂ 增长率(2005–2006)	0. 076 (0. 022)	0. 125 (0. 036)	–0. 049 (0. 043)
单位工业总产值工业 SO ₂ (2004–2006)	15. 972 (2. 495)	20. 713 (2. 101)	–4. 741 (3. 262)
其他控制变量			
制造业增加值占比(2004–2006)	0. 410 (0. 012)	0. 363 (0. 015)	0. 047 ** (0. 019)
服务业增加值占比(2004–2006)	0. 417 (0. 013)	0. 397 (0. 007)	0. 020 (0. 015)
废气治理投资占比(2004–2006)	–7. 133 (0. 111)	–7. 126 (0. 143)	0. 007 (0. 181)
人均实际 GDP(2004–2006)	2. 098 (0. 191)	1. 052 (0. 045)	1. 046 *** (0. 196)
对外贸易占比(2004–2006)	0. 257 (0. 035)	0. 070 (0. 010)	0. 187 *** (0. 036)
总人口对数值(2004–2006)	44. 681 (4. 203)	38. 768 (3. 613)	5. 913 (5. 543)

说明: 括号内为标准误。*、**、***分别代表在 10%、5% 和 1% 的显著性水平。下表同。

由于处理组中江苏在 2007 年 7 月就开始提高排污费标准,我们通过对处理组和参照组在 2004–2006 年单位工业总产值工业 SO₂ 排放量以及 2005–2006 年 SO₂ 增长率和工业 SO₂ 增长率来进行平衡性检验。我们发现无论是 SO₂ 增长率、工业 SO₂ 增长率还是单位工业总产值工业 SO₂ 排放量,处理组和参照组都没有显著差异。对经济发展情况的影响,我们通过对处理组和参照组 2004–2006 年 GDP 增长率来进行检验。我们发现 GDP 增长率在处理组和参照组中的差异也不显著。因此,SO₂ 排放和经济发展情况的检验结果符合我们的识别假设。

为尽量减少其他潜在因素带来的影响,我们还对比了 2004–2006 年其他因素在处理组和参照组中的差异,包括制造业增加值占 GDP 比重、服务业增加值占 GDP 比重、废气治理投资占 GDP 比重对数值、人均实际 GDP、对外贸易占 GDP 比重以及人口规

模。我们发现对于服务业增加值占 GDP 比重、废气治理投资占 GDP 比重以及总人口规模,处理组和参照组并没有显著差异,但对于人均实际 GDP、对外贸易占比及制造业增加值占 GDP 比重,处理组都要显著高于参照组。

根据 Angrist 和 Pischke(2009)的研究,使用倍差法的前提是满足平行趋势假定,即处理组在没有接受处理的情况下,因变量应该与参照组具有一致的时间变化趋势。然而,当因变量的影响因素及其时间变动趋势在处理组和参照组之间存在差异时,会导致因变量的变动趋势也出现差异,从而对平行趋势假定构成威胁。鉴于表3的平衡性检验结果,为满足平行趋势假定,我们增加了拓展模型(2)和(3)两种不同的计量模型设定,以对因变量影响因素及其变动趋势进行控制。

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \theta^T (Control_{pt} \times f(T)) + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中 $f(T)$ 表示时间趋势 T 的三阶多项式函数。在回归中,我们分别采用时间趋势 T 的1-3阶项与控制变量进行交乘。其中,针对控制变量对因变量的影响,本文通过引入时间趋势的2、3次项以给予更为灵活的时间趋势假定。(3)式中我们采用了控制变量与年份哑变量的交乘项:

$$Y_{pt} = \beta \cdot PDS_{pt} + \delta^T \cdot Control_{pt} + \psi^T (Control_{pt} \times \gamma_t) + \alpha_p + \gamma_t + \varepsilon_{pt} \quad (3)$$

为了进一步检验上述识别结论,我们还做了其他一系列稳健性检验,包括通过检验 SO_2 排污费标准调整对生活 SO_2 排放、工业烟(粉)尘的影响进行安慰剂检验,同时我们将单位工业总产值工业 SO_2 排放量指标替换成单位工业增加值工业 SO_2 排放量进行稳健性检验,增加控制变量以及对工业总产值进行价格调整。考虑到处理组各省份进行排污费征收标准调整的时间可能并不随机,我们添加工业烟(粉)尘作为参照组进行三重差分回归检验,以期在一定程度上缓解可能存在的内生性问题对识别结论的干扰。此外,我们还检验了美国国家航空航天局(NASA)统计的空气中 SO_2 浓度数据,通过不同来源数据进行交叉检验以获得更加稳健的识别结论。

四 经验分析结果

(一) SO_2 排污费标准提高的减排效果

排污费标准提高对工业 SO_2 排放的影响如表4所示。第(1)列为基准模型(1)的回归结果,关键自变量 PDS 的系数为 -1.90,并在10%水平上显著。拓展模型(2)、(3)的回归结果见第(2)、(3)列。拓展模型(2)的 PDS 的系数值为 -2.62,比基准模型在统计上更显著。拓展模型(3)的回归结果也与模型(2)基本一致,表明回归中确

实需要对控制变量的时间变化趋势进行控制。表4的回归结果表明排污费标准提高能显著降低工业SO₂的排放强度。在回归中我们对标准误进行了稳健性修正(后同)。

表4 SO ₂ 排污费征收标准提高的减排效果分析				从影响程度上看,我们以拓展模型(2)的回归结果为例,2004-2006年排污费调整之前单位工业总产值工业SO ₂ 排放均值为18.74千克/万元,相对参照组,排污费标准的提高导致处理组省份SO ₂ 排放强度平均下降了2.62千克/万元,占该均值的13.98%,表明排污费标准的提高具有明显的治污效果。
变量	(1)	(2)	(3)	
<i>PDS</i>	-1.895 [*] (1.071)	-2.620 ^{***} (0.986)	-2.893 ^{**} (1.142)	(二) 稳健性检验 在之前的分析中,我们针对可能影响排污费标准调整决策的潜在因素进行了平衡性检验,并在回归中控制了这些因素及其与时间趋势的交乘项。为证实排污费的提高对SO ₂ 有减排作用,并对识别结论进行检验,我们分别针对生活SO ₂ 、工业烟(粉)尘进行安慰剂检验。在统计实践中,各省份SO ₂ 排放量不仅包括工业SO ₂ ,还包括生活SO ₂ ,而SO ₂ 排污费征收对象是企业排放的工业SO ₂ 。理论上SO ₂ 排污费征收标准的提高主要对工业SO ₂ 的排放产生影响,而不会影响生活SO ₂ 的排放,同时对工业烟(粉)尘的排放影响也应该有限。
其他控制变量	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	
省份固定效应	控制	控制	控制	
其他控制变量 × <i>T</i>		控制		
其他控制变量 × <i>T</i> ²		控制		
其他控制变量 × <i>T</i> ³		控制		
其他控制变量 × 年份哑变量			控制	(二) 稳健性检验 在之前的分析中,我们针对可能影响排污费标准调整决策的潜在因素进行了平衡性检验,并在回归中控制了这些因素及其与时间趋势的交乘项。为证实排污费的提高对SO ₂ 有减排作用,并对识别结论进行检验,我们分别针对生活SO ₂ 、工业烟(粉)尘进行安慰剂检验。在统计实践中,各省份SO ₂ 排放量不仅包括工业SO ₂ ,还包括生活SO ₂ ,而SO ₂ 排污费征收对象是企业排放的工业SO ₂ 。理论上SO ₂ 排污费征收标准的提高主要对工业SO ₂ 的排放产生影响,而不会影响生活SO ₂ 的排放,同时对工业烟(粉)尘的排放影响也应该有限。
样本数	334	334	334	
调整后的 R ²	0.847	0.903	0.892	

其

针对生活SO₂的检验结果如表5第(1)-(3)列所示,因变量是单位工业总产值生活SO₂排放量。我们发现无论是基准模型(1)还是拓展模型(2)、(3),*PDS*的系数在统计上都不显著。针对生活SO₂的检验结果支持我们的识别结论。

针对工业烟(粉)尘的检验结果见表5第(4)-(6)列。其中,因变量是单位工业总产值工业烟(粉)尘排放量。我们发现在3种回归模型下,*PDS*的系数都为负,但只有拓展模型(2)在10%水平上显著。这一方面说明SO₂排污费征收标准的提高主要对工业SO₂的排放产生减排作用,对工业烟(粉)尘的排放影响有限;另一方面也表明该项政策对工业烟(粉)尘的排放存在微弱的溢出效应,即企业在采取措施对SO₂进行治理的同时,在一定程度上也减少了工业烟(粉)尘的排放。

表5 安慰剂检验—排污费调整对生活SO₂、工业烟(粉)尘的影响

变量	单位工业总产值生活SO ₂ 排放		单位工业总产值工业烟(粉)尘排放			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PDS	0.024 (0.459)	-0.592 (0.600)	-0.447 (0.705)	-1.076 (1.165)	-1.825* (1.069)	-1.975 (1.265)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量×T		控制			控制	
其他控制变量×T ²		控制			控制	
其他控制变量×T ³		控制			控制	
其他控制变量×年份哑变量			控制			控制
样本数	334	334	334	334	334	334
调整后的R ²	0.613	0.715	0.672	0.808	0.856	0.833

表6 增加控制变量、采用单位工业增加值工业SO₂排放量及价格因素调整检验

变量	增加控制变量			更换排污强度度量指标			价格因素调整		
PDS	-2.133* (1.109)	-2.407** (0.964)	-3.015** (1.301)	-3.096* (1.789)	-4.429*** (1.657)	-5.066*** (1.891)	-1.778* (1.051)	-2.344** (1.011)	-2.556** (1.169)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量×T		控制			控制			控制	
其他控制变量×T ²		控制			控制			控制	
其他控制变量×T ³		控制			控制			控制	
其他控制变量×年份哑变量			控制			控制			控制
样本数	303	303	303	334	334	334	334	334	334
调整后的R ²	0.860	0.914	0.899	0.850	0.907	0.900	0.888	0.923	0.914

此外,根据李永友和沈坤荣(2008)的研究,外商直接投资和环境立法等因素都会对环境质量产生影响。因此,我们在原有控制变量的基础上,增加外商投资占GDP比重、地方政府颁布的环境法规数以及环保系统人员数对数值,对原有结果进行重新检

验。需要说明的是,地方政府颁布的环境法规数变量缺失 2011 年数据。我们尝试将因变量由单位工业总产值工业 SO_2 排放量替换为单位工业增加值工业 SO_2 排放量。同时,考虑到价格因素可能带来的影响,我们将工业总产值通过 GDP 平减指数调整为不变价格工业总产值(以 2004 年为基期)并重新进行检验。相应的检验结果见表 6,我们的识别结论依然成立。

(三) 三重差分检验

在以上检验中,我们采用倍差法检验了排污费标准翻倍调整的减排效应。虽然我们在回归前进行了平衡性检验,但各省份实施排污费征收标准调整的时间可能并不随机,容易受到地方政府对环境污染治理决心的影响,而地方政府对环境污染的治理决心往往会体现在污染治理力度上。考虑到以上回归检验中控制变量可能不能完全测度地方政府污染治理力度,我们增加工业烟(粉)尘排放强度作为参照组进行三重差分检验。地方政府对污染的治理力度会同时体现在工业 SO_2 和工业烟(粉)尘上,通过增加工业烟(粉)尘排放强度作为参照组,我们能够较好地将排污费标准提高的减排效应从总体治污力度的减排作用中识别出来。三重差分地检验结果如表 7 所示,污染类型变量 $Ptype$ 取值为 1 表示工业 SO_2 ,取值为 0 表示工业烟(粉)尘。关键自变量 $PDS \times Ptype$ 的系数显著为负,从而进一步支持我们的识别结论。

表 7 三重差分检验结果				
变量	(1)	(2)	(3)	
$PDS \times Ptype$	-1.817* (1.032)	-2.320*** (0.882)	-2.393*** (0.912)	
$Ptype$	控制	控制	控制	
其他控制变量	控制	控制	控制	
年份固定效应	控制	控制	控制	
省份固定效应	控制	控制	控制	
$Ptype \times$ 年份固定效应	控制	控制	控制	
$Ptype \times$ 省份固定效应	控制	控制	控制	
其他控制变量 $\times T$		控制		
其他控制变量 $\times T^2$		控制		
其他控制变量 $\times T^3$		控制		
其他控制变量 \times 年份哑变量			控制	
样本数	668	668	668	
调整后的 R^2	0.843	0.892	0.889	

在使用倍差法的经验分析中,可能存在的序列相关会引起标准误偏差,导致回归检验过度拒绝零假设(Bertrand 等,2004)。为了获得更加稳健的检验结果,我们参照 Chetty 等(2009)和 La Ferrara 等(2012)采用非参置换检验的方法进行安慰剂检验。具体地,针对每一年进行排污费标准调整的省份数量,我们对所有省份进行不重复随机抽样,将抽中的省份作为虚拟处理组进行安慰剂检验,将这个过程重复 1000 次,获得 1000

个 $PDS \times Ptype$ 的回归估计系数。如果说排污费标准的提高确实对工业 SO_2 具有显著的减排作用,那么表 7 $PDS \times Ptype$ 系数应该位于置换检验中系数分布的低尾位置。由于非参置换检验并没有对残差做任何分布假设,从而避免了参数检验中 t 检验的过度拒绝零假设偏差问题。

我们以拓展模型(2)的检验结果为例,安慰剂检验对应的 $PDS \times Ptype$ 系数概率密度分布如图 1 中虚线所示,系数均值为 -0.034 ,标准差为 0.749 。实线为正态分布,显然安慰剂

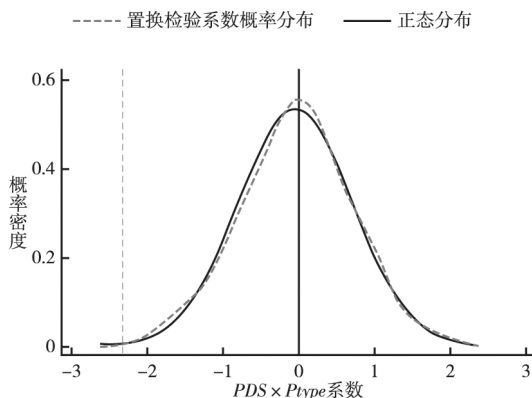


图1 安慰剂检验系数经验累积分布

说明:图中的垂直线表示表 7 第(2)列回归中 $PDS \times Ptype$ 的估计系数。

检验中的系数概率密度分布近似以 0 为中心的正态分布。图中的垂直线表示表 7 第(2)列回归中 $PDS \times Ptype$ 的估计系数。令 $F(\lambda)$ 表示经验概率累积分布函数,则 $F(\lambda)$ 给出了 $\lambda = 0$ 假设对应的 p 值(Chetty 等, 2009)。在我们的检验中, $\lambda = -2.320$, 对应 $F(-2.320) < 0.002$, 表明排污费标准的提高确实对工业 SO_2 具有显著的减排作用^①。

(四) 排污费征收标准提高对空气中 SO_2 浓度影响

通过以上检验,我们发现排污费标准的提高具有显著的减排效果。在此,我们将检验排污费标准的提高对空气中 SO_2 浓度的影响。我们采用 2004–2014 年城市层面的空气中 SO_2 浓度数据对此进行检验。由于来自统计局的空气污染数据只覆盖 113 个城市,样本只到 2010 年,并且该数据容易受到人为操纵(Ghanem 和 Zhang, 2014),我们采用美国国家航空航天局(NASA)测度的中国空气中 SO_2 浓度数据进行检验。该数据通过基于卫星的气溶胶光学厚度反演技术测度,可以覆盖整个中国及所有时段。使用 NASA 数据还有一个优点,就是可以采用不同来源的数据进行交叉验证。检验结果如表 8 所示,因变量为 SO_2 浓度对数值,关键自变量 PDS 的估计系数都显著为负。以拓展模型(2)的回归结果为例, PDS 的估计系数为 -0.013 ,在 1% 水平上显著为负,表明排污费征收标准的提高导致处理组城市空气中 SO_2 浓度相对降低了

① 针对基准模型和扩展模型(3)的检验结论与模型(2)一致。

1.3%。表8的检验结果表明排污费标准的提高通过影响企业排污行为,显著促进了空气中SO₂浓度的下降。

表8 NASA-AOD 数据检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
<i>PDS</i>	-0.016 *** (0.003)	-0.013 *** (0.003)	-0.012 *** (0.003)
其他控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
其他控制变量 × <i>T</i>		控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ²		控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ³		控制	
其他控制变量 × 年份哑变量			控制
样本数	2893	2893	2893
调整后的 R ²	0.996	0.996	0.997

(五) 污染转移效应分析

在之前的回归分析中,虽然我们采用了不同的计量模型设定并做了一系列稳健性检验,以期更加稳健地识别出排污费标准提高对SO₂排放的影响,但这些检验仍然不能排除污染转移效应对识别结论的影响。沈坤荣等(2017)研究发现中国存在环境管制引发污染就近转移的现象。地方政府提高排污费标准,可能导致高SO₂排放企业出于经济利益考虑迁出处理组省份,这将导致高SO₂排放企业趋向集中于参照组省份,从而导致排污费标准提高后相对参照组处理组省份SO₂排放强度降低。

为检验排污费标准提高是否会引发污染转移现象,我们选取国务院2007年发布的《关于印发节能减排综合性工作方案的通知》所列示的占全国工业能耗和SO₂排放近70%的电力、钢铁、有色、建材、石油加工和化工6大行业作为我们的检验对象。如果改革后污染转移效应确实存在,则首先会对相应省份高SO₂排放行业的企业数量及工业产出产生影响,进而对相应省份单位工业总产值SO₂排放量产生影响。因此,我们针对样本中的6大行业分别以企业数量对数值及工业总产出对数值作为因变量进行回归检验,以检验排污费标准调整是否引起污染转移效应。以上6大行业企业数及工业总产出数

据来自《中国工业统计年鉴》,由于数据限制,我们只获得了2005–2011年的样本。

针对6大高SO₂排放行业的回归检验结果如表9所示。第(1)–(3)列因变量是各行业中企业数量对数值,第(4)–(6)列因变量是各行业工业总产出对数值,在原有模型基础上,我们同时控制了行业固定效应。我们发现无论是企业数量还是工业总产出,三种模型下PDS的系数都不显著,这在一定程度上说明排污费标准的提高并没有引起污染转移现象。

表9 6大高SO₂排放行业企业数及工业总产出检验结果

变量	企业数量(对数值)			工业总产出(对数值)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PDS</i>	0.018 (0.064)	0.001 (0.068)	0.007 (0.072)	0.016 (0.070)	0.018 (0.074)	0.030 (0.081)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 × T		控制			控制	
其他控制变量 × T^2		控制			控制	
其他控制变量 × T^3		控制			控制	
其他控制变量 × 年份哑变量			控制			控制
样本数	1263	1263	1263	1263	1263	1263
调整后的 R^2	0.837	0.835	0.833	0.727	0.724	0.719

此外,我们还检验了此次征收标准改革对6大行业新增工业用地的影响。如果说排污费标准提高会引起污染转移现象从而导致高SO₂排放企业的迁移,则该影响同样会体现在企业新增工业用地上。为此,我们从中国土地市场网搜集了上述6大行业的新增工业用地信息,并将各行业在各省份的新增工业用地数及用地面积指标作为因变量,对污染转移现象做检验,回归结果见表10。需要说明的是,由于2007年前数据量非常小,所以我们的样本区间是2007–2014年。我们发现无论是从新增工业用地数量

还是新增工业用地面积来看 ρ 大行业的关键自变量 PDS 的系数都不显著,从而进一步验证此次排污费标准提高并没有引起污染转移现象。

面对环境规制,企业可以通过购买污染处理设备等方式进行污染末端治理,也可以通过采用新技术等方式改善生产过程以减少污染。相比之下,企业的迁移则需要付出更高昂的成本,特别是对于高固定资产占比的大型企业。企业的迁移涉及处理旧厂房、调整即时生产力、说服关键人员搬迁、获取新厂址、建造新厂房、招聘及培训新工人以及新工厂调试,而这些带来的费用往往远高于企业的污染管控成本。根据沈坤荣等(2017)的研究,迁移成本会对企业的迁移行为产生显著影响,企业固定资产占比越高,其污染转移效应越会受到掣肘。在我们的研究中,高 SO_2 排放的 6 大行业都是资本密集型企业,高额的迁移成本可能是改革未引起污染转移的原因之一^①。此外,沈坤荣等(2017)发现企业的污染转移具有就近转移特征,由于本文采用省级层面数据,

表 10 高 SO_2 排放 6 大行业新增工业用地数及用地面积检验结果

变量	新增工业用地数(对数值)			新增工业用地面积(对数值)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PDS	-0.014 (0.073)	-0.012 (0.080)	-0.045 (0.085)	-0.019 (0.126)	-0.017 (0.139)	-0.091 (0.148)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 $\times T$		控制			控制	
其他控制变量 $\times T^2$		控制			控制	
其他控制变量 $\times T^3$		控制			控制	
其他控制变量 \times 年份哑变量			控制			控制
样本数	1464	1464	1464	1464	1464	1464
调整后的 R^2	0.806	0.807	0.804	0.768	0.767	0.766

① 以 2012 年数据为例,高 SO_2 排放的 6 大行业固定资产与总资产比值都排在 41 个工业行业的前 12 位。

导致我们无法识别企业在省域范围内可能存在的污染转移行为。更为重要的,2007年国务院发布的《方案》明确要求所有省份提高 SO_2 排污费征收标准,虽然部分省份暂时没有执行,但这项政策却为这些省份塑造了未来的环境规制预期,即这些省份在不久后也将陆续调整排污费征收标准,而这也影响着企业的环境决策(Khanna 和 Brouhle, 2009; Lyon 和 Maxwell, 2004)。实际上所有省份确实都在2016年前完成了排污费征收标准调整。由于预期所有省份都将在不久后完成排污费征收标准的调整,企业也就缺乏搬迁的激励。

五 影响机制分析

在上一部分的分析中,我们发现排污费标准提高对 SO_2 排放存在显著的抑制作用,并且排污企业并未因此外迁转移。根据庇古税理论,当排污费征收标准高于企业减排成本时,企业会减少污染排放直至二者相等。在污染治理实践中,企业通常采用两种途径治理大气污染:一是污染末端治理,主要指企业通过安装污染治理设备等方式在一定程度上去除生产过程中产生的污染物以降低污染物排放浓度;二是加强前端预防的管控手段,包括提高传统能源利用率或采用新清洁能源等途径,以降低生产过程中单位产出污染物。接下来我们分别对这两种治污途径进行检验。

(一) SO_2 排污费征收标准提高对企业污染末端治理的影响分析

企业针对 SO_2 进行污染末端治理,最直接的结果是提高生产过程中产生 SO_2 的去除率: SO_2 去除率 = $(\text{SO}_2 \text{ 产生量} - \text{SO}_2 \text{ 排放量}) / \text{SO}_2 \text{ 产生量}$ 。

中国工业 SO_2 污染物主要有三个来源:含硫燃料(主要是煤炭)燃烧、含硫矿石冶炼以及化工、炼油和硫酸厂等的生产过程,其中燃煤是中国 SO_2 污染的主要来源。因此,我们通过考察排污费标准提高对工业企业煤炭燃烧产生 SO_2 去除率的影响,以检验此次排污费调整对企业污染末端治理的影响。

我们的回归检验结果如表11所示。由于数据限制,我们只获得2004–2010年煤炭燃烧产生的工业 SO_2 去除率数据。我们发现在三种模型下 PDS 的系数都显著为正,表明排污费标准提高促使企业加强了污染末端治理,从而煤炭燃烧所产生的 SO_2 去除率得到显著提高。作为对比,我们检验了此次排污费征收标准调整对工业烟(粉)尘去除率的影响,回归结果见表11第(4)–(6)列。我们发现 PDS 的系数不仅在数值上趋于零,在统计上也都不显著,说明此次排污费标准的翻倍提高,只是对 SO_2 排放末端治理产生显著影响,对工业烟(粉)尘的影响非常有限。

表 11 SO_2 排污费征收标准提高对企业 SO_2 去除率的影响

变量	煤炭燃烧产生工业 SO_2 去除率			工业烟(粉)尘去除率		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>PDS</i>	0.036 [*] (0.019)	0.045 ^{**} (0.020)	0.053 ^{**} (0.023)	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.001 (0.004)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 $\times T$		控制			控制	
其他控制变量 $\times T^2$		控制			控制	
其他控制变量 $\times T^3$		控制			控制	
其他控制变量 \times 年份哑变量			控制			控制
样本数	210	210	210	334	334	334
调整后的 R^2	0.879	0.904	0.903	0.816	0.826	0.809

(二) SO_2 排污费标准提高对企业加强前端预防管控手段的影响分析

对于是否存在企业第二种污染治理途径,即通过加强前端预防管控手段降低生产过程中的污染强度,我们通过考察排污费标准提高对煤炭使用量、生产工艺中 SO_2 产生量以及生产过程中 SO_2 产生量的影响来进行检验。其中煤炭使用数据来自国家统计局,由于数据限制,我们只获得 2004-2010 年生产工艺中 SO_2 产生量的样本数据。检验结果见表 12。

我们的关键自变量 *PDS* 的系数都显著为负,这一结果表明排污费标准的提高促使企业加强了前端预防的管控手段,不仅减少了单位产出煤炭的使用量,同时也降低了生产工艺中 SO_2 的产生量,最终降低了生产过程中 SO_2 的产生量。

由于政府调整排污费标准后,企业加强前端预防的管控手段需要一定的时间,从政策实施到 SO_2 产生强度实际得到改善存在一定的时滞,因而对于此次调整,加强前端预防管控手段的短期效应有限,其效果主要体现在长期。我们定义短期冲击变量 *Short*,对于处理组省(市)排污费调整实施后的前 2 年, *Short* 取值为 1,对于处理组省(市)其他时期及参照组省(市)所有时期, *Short* 取值为 0。同时,我们定义长期冲击变量 *Long*,对于处理组省(市)排污费调整实施后 3 年以上, *Long* 取值为 1,对于处理组省(市)其他时期及参照组省(市)所有时期, *Long* 取值为 0。在此,相当于将关键自变量 *PDS* 拆分成短期冲击(*Short*)和长期冲击(*Long*),以检验企业加强前端预防管控手段的长短期效应。检验结果见表 13。我们发现无论是单位工业总产出煤炭使用量还

表 12 SO ₂ 排污费征收标准提高对企业生产过程中 SO ₂ 产生量的影响									
变量	单位工业总产出煤炭 使用量			生产工艺中单位产出 SO ₂ 产生量			单位工业总产值工业 SO ₂ 产生量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>PDS</i>	-0.064 (0.083)	-0.169** (0.079)	-0.195** (0.093)	-1.993** (0.923)	-2.206** (0.948)	-2.331** (1.020)	-2.821* (1.551)	-3.167* (1.614)	-3.798** (1.827)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 × <i>T</i>		控制			控制			控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ²		控制			控制			控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ³		控制			控制			控制	
其他控制变量 × 年份哑变量			控制			控制			控制
样本数	330	330	330	210	210	210	334	334	334
调整后的 R ²	0.907	0.942	0.934	0.922	0.926	0.919	0.913	0.922	0.914

表 13 企业加强前端预防管控手段的长短期减排效应						
变量	单位工业总产出煤炭使用量			生产工艺中单位工业总产出 SO ₂ 产生量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Short</i>	0.001 (0.094)	-0.051 (0.084)	-0.041 (0.105)	-1.349 (1.538)	-1.214 (1.623)	-1.626 (1.918)
<i>Long</i>	-0.154* (0.083)	-0.370*** (0.082)	-0.393*** (0.097)	-4.861*** (1.750)	-6.473*** (1.791)	-6.617*** (1.969)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
其他控制变量 × <i>T</i>		控制			控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ²		控制			控制	
其他控制变量 × <i>T</i> ³		控制			控制	
其他控制变量 × 年份哑变量			控制			控制
样本数	330	330	330	210	210	210
调整后的 R ²	0.907	0.945	0.937	0.915	0.925	0.916

是生产工艺中单位工业总产出 SO_2 产生量, *Short* 的系数都不显著, 而 *Long* 的系数不仅在绝对值远远大于 *Short*, 在统计上也都显著为负。这说明排污费征收标准翻倍调整加强前端预防管控手段的效应主要体现在长期, 与我们之前分析的一致。

针对企业第二种治污途径的检验结果表明排污费标准的提高能够有效促使企业加强前端预防的管控手段。

由于排污费标准翻倍调整后, 企业加强前端预防的管控手段需要一定的时间, 这可能导致政策执行的减排效果存在滞后的现象。同时, 中国环境政策在实际执行过程中, 存在部分“非完全执行”现象, 排污费标准提高在各省份政策执行早期, 同样可能出现相关政策执行不严格的问题, 这一情形也可能产生政策执行效果滞后的现象。因此, 我们将对排污费标准翻倍调整的减排滞后效应进行检验, 检验结果如表 14 所示。我们发现, *Short* 的系数只在 10% 水平上显著为负, 且和表 4 中 *PDS* 的系数相比, 在数值上更趋近于零。相比之下, *Long* 的系数绝对值明显更大, 并且在模型(2)、(3)中都在 1% 的水平上显著为负。表 14 的检验结果表明排污费标准翻倍提高的减排效果确实存在一定程度的滞后。对于排污费标准翻倍调整的减排滞后效应, 我们也进行了三重差分检验, 检验结果同样支持我们的识别结论。

表 14 SO_2 排污费征收标准提高的减排效果分析——滞后效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Short</i>	-1.657* (0.992)	-1.731* (0.925)	-1.860* (1.104)
<i>Long</i>	-2.226 (1.364)	-4.125*** (1.231)	-4.233*** (1.372)
其他控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
其他控制变量 $\times T$		控制	
其他控制变量 $\times T^2$		控制	
其他控制变量 $\times T^3$		控制	
其他控制变量 \times 年份哑变量			控制
样本数	334	334	334
调整后的 R^2	0.846	0.904	0.894

七 研究结论

利用 2007–2014 年中国各省 SO_2 排污费征收标准调整这一自然实验,本文采用倍差法和三重差分法检验中国排污收费政策的治污效果,主要结论如下:

首先,排污费征收标准的提高具有良好的治污效果。我们发现排污费标准提高能够显著降低工业 SO_2 的排放,在考虑了不同模型设定后研究结果依然稳健。对于生活 SO_2 和工业烟(粉)尘的安慰剂检验同样支持上述结论。同时,我们发现此次 SO_2 排污费翻倍提高显著降低了空气中 SO_2 的浓度。此外,通过对高 SO_2 排放的 6 个行业的企业数、工业产出、新增工业用地数及新增工业用地面积进行检验,我们发现此次排污费调整并未引起污染企业外迁(转)址。面对排污费的提高,相应企业选择进行污染治理,而不是逃离监管。

其次,我们发现排污费征收标准提高不仅促使企业加强污染末端治理,同时也激励企业加强前端预防的管控手段,从不同途径达到污染治理的效果。一方面,排污费征收标准上调显著提高了企业燃料燃烧产生的 SO_2 去除率;另一方面,排污费标准提高显著降低了企业煤炭的使用量,同时也显著降低了企业生产工艺中产生的 SO_2 ,最终显著降低了企业 SO_2 的产生量。

随着工业化、城镇化进程加快和消费结构持续升级,中国能源需求刚性增长,资源环境问题仍是制约中国经济发展的瓶颈之一,节能减排形势严峻、任务艰巨。国务院发布的《“十三五”节能减排综合工作方案》要求充分发挥市场机制作用,加大市场化机制推广力度,真正把节能减排转化为企业和各类社会主体的内在要求。本研究结论表明中国排污收费政策在治理污染方面起到了良好的效果,通过为企业提供污染治理经济激励,在一定程度上实现了企业经济利益与环保政策目标的一致。

开展政策评估是环境经济政策的重要环节,有助于政策的调整与改善,同时为未来政策的制定与实施提供科学依据。作为排污收费制度的关键要素,排污费征收标准确定是排污收费政策能否发挥作用的关键问题。根据本文的研究结论,当排污费征收标准低于企业污染治理边际成本时,按补偿治理成本原则提高排污收费标准能够取得显著的减排成效。但现有排污费征收标准制定的依据是 20 世纪 90 年代测算的污染物平均处理费用(杨金田和王金南,1998),时至今日,由于通货膨胀,污染物平均处理费用已经发生显著变化。设置合理的排污费征收标准以及未来环境税的税率,从而充分发挥排污收费政策及环境税在节约和综合利用资源、治理污染方面的作用,对企业

污染治理边际成本的测算提出了新的要求。合理的排污费征收标准及环境税税率对提高能源利用效率和改善生态环境质量,落实节约资源和保护环境基本国策具有重要意义。

参考文献:

- 包群、彭水军(2006):《经济增长与环境污染:基于面板数据的联立方程估计》,《世界经济》第11期。
- 包群、邵敏、杨大利(2013):《环境管制抑制了污染排放吗》,《经济研究》第12期。
- 董战峰、葛察忠、高树婷、王金南(2010):《中国排污收费政策评估》中国水污染控制战略与政策创新研讨会。
- 郭俊杰、方颖(2018):《环境规制与企业竞争力:基于规制软约束的视角》,厦门大学王亚南经济研究院工作论文。
- 李永友、沈坤荣(2008):《中国污染控制政策的减排效果—基于省际工业污染数据的实证分析》,《管理世界》第7期。
- 沈坤荣、金刚、方娴(2017):《环境规制引起了污染就近转移吗》,《经济研究》第5期。
- 司春林、王安宇、袁庆丰(2002):《中国IS-LM模型及其政策含义》,《管理科学学报》第5期。
- 王敏、黄滢(2015):《中国的环境污染与经济增长》,《经济学(季刊)》第2期。
- 谢锐、赵果梅(2016):《GMRIO模型视角下中国对外贸易环境效应研究》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 许和连、邓玉萍(2012):《外商直接投资导致了中国的环境污染吗?——基于中国省际面板数据的空间计量研究》,《管理世界》第2期。
- 杨金田、王金南(1998):《中国排污收费制度改革与设计》,北京:中国环境科学出版社。
- 杨子晖、田磊(2017):《“污染天堂”假说与影响因素的中国省际研究》,《世界经济》第5期。
- 姚洋、张牧扬(2013):《官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据》,《经济研究》第1期。
- 张成、陆旻、郭路、于同申(2011):《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。
- 张友国、郑玉歆(2005):《中国排污收费征收标准改革的一般均衡分析》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 周黎安(2007):《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》第7期。
- Andrews S. Q. “Inconsistencies in Air Quality Metrics ‘Blue Sky’ Days and PM10 Concentrations in Beijing.” *Environmental Research Letters* 2008 3(3) pp. 034009.
- Angrist J. D. and Pischke J. S. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist’s Companion*. Princeton: Princeton University Press 2009.
- Bai J. H. and Lyu X. H. “FDI Quality and Improvement of Environmental Pollution in China.” *Journal of International Trade* 2015 53(4) pp. 462–470.
- Bao Q.; Chen Y. and Song J. “Foreign Direct Investment and Environmental Pollution in China: A Simultaneous Equations Estimation.” *Environment and Development Economics* 2011 16(1) pp. 71–92.
- Bertrand M.; Duflo E. and Mullainathan S. “How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates?” *The Quarterly Journal of Economics* 2004 119(1) pp. 249–275.
- Bongaerts J. C. and Kraemer A. “Permits and Effluent Charges in the Water Pollution Control Policies of France, West Germany, and the Netherlands.” *Environmental Monitoring and Assessment* 1989 12(2) pp. 127–147.

- Brown G. M. and Johnson R. W. "Pollution Control by Effluent Charges: It Works in the Federal Republic of Germany, Why Not in the US." *Natural Resources Journal* 1984 24(4) pp. 929-966.
- Chen Q; Min M.; Shi Y. and Wilson C. "Foreign Direct Investment Concessions and Environmental Levies in China." *International Review of Financial Analysis* 2014 36 pp. 241-250.
- Chetty R.; Looney A. and Kroft K. "Salience and Taxation: Theory and Evidence." *The American Economic Review* , 2009 99(4) pp. 1145-1177.
- Dasgupta S.; Huq M.; Wheeler D. and Zhang C. "Water Pollution Abatement by Chinese Industry: Cost Estimates and Policy Implications." *Applied Economics* 2001 33(4) pp. 547-557.
- Dean J. M.; Lovely M. E. and Wang H. "Are Foreign Investors Attracted to Weak Environmental Regulations? Evaluating the Evidence from China." *Journal of Development Economics* 2009 90(1) pp. 1-13.
- Florig H. K.; Spofford J. R. W. O.; Ma X. and Ma Z. "China Strives to Make the Polluter Pay." *Environmental Science & Technology* 1995 29(6) pp. 268-273.
- Fujii H. and Managi S. "Determinants of Eco-Efficiency in the Chinese Industrial Sector." *Journal of Environmental Sciences* 2013 25(S1) S20-S26.
- Ghanem D. and Zhang J. "'Effortless Perfection': Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?" *Social Science Electronic Publishing* 2014 68(2) pp. 203-225.
- Hartman R. S.; Huq M. and Wheeler D. *Why Paper Mills Clean up: Determinants of Pollution Abatement in Four Asian Countries*. Washington: World Bank Publications 1997.
- Hettige H.; Huq M.; Pargal S. and Wheeler D. "Determinants of Pollution Abatement in Developing Countries: Evidence from South and Southeast Asia." *World Development* 1996 24(12) pp. 1891-1904.
- Jayanthakumaran K. and Liu Y. "Openness and the Environmental Kuznets Curve: Evidence from China." *Economic Modelling* 2012 29(3) pp. 566-576.
- Khanna M. and Brouhle K. "The Effectiveness of Voluntary Environmental Initiatives," in M. A. Delmas and O. R. Young eds. *Governance for the Environment: New Perspectives*. Cambridge: Cambridge University Press 2009.
- La Ferrara E.; Chong A. and Duryea S. "Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil." *American Economic Journal: Applied Economics* 2012 4(4) pp. 1-31.
- Lyon T. P. and Maxwell J. W. *Corporate Environmentalism and Public Policy*. Cambridge: Cambridge University Press 2004.
- Maung M.; Wilson C. and Tang X. "Political Connections and Industrial Pollution: Evidence Based on State Ownership and Environmental Levies in China." *Journal of Business Ethics* 2016 138(4) pp. 649-659.
- Pargal S. and Wheeler D. "Informal Regulation of Industrial Pollution in Developing Countries: Evidence from Indonesia." *Journal of Political Economy* 1996 104(6) pp. 1314-1327.
- Pigou A. C. *The Economics of Welfare*. London: Macmillan 1920.
- Shen J. Y. "A Simultaneous Estimation of Environmental Kuznets Curve: Evidence from China." *China Economic Review* 2006 17(4) pp. 383-394.
- Sinkule B. J. and Orotolano L. *Implementing Environmental Policy in China*. Connecticut: Greenwood Publishing

Group, 1995.

Wang J.H. *Pollution Charges, Community Pressure and Abatement Cost of Industrial Pollution in China*. Washington: World Bank Publications, 2000.

Wang J.H. and Wheeler D. *Endogenous Enforcement and Effectiveness of China's Pollution Levy System*. Washington: World Bank Publications, 2000.

Wang J.H. and Chen M. *How the Chinese System of Charges and Subsidies Affects Pollution Control Efforts by China's Top Industrial Polluters*. Washington: World Bank Publications, 1999.

World Bank. *The Cost of Air Pollution: Strengthening the Economic Case for Action*. World Bank, Institute for Health Metrics and Evaluation, 2016. Washington, DC.

Does China's Pollution Levy Standards Reform Promote Emissions Reduction?

Guo Junjie; Fang Ying; Yang Yang

Abstract: Using the quasi-natural experiment that adjusts the levy standards of sulphur dioxide emissions in different Chinese provinces between 2007 and 2014, this paper examines the effect that the policy of such a levy change exerts on pollution control by adopting the difference in differences (DID) and difference in difference in differences (DDD) techniques. Although the control effect of the pollution levy policy in China is a widely debated issue due to its low standard and an “endogenous enforcement of the law”, we find that the increase in pollution charges significantly reinforces the pollution control effects and reduces pollutant emissions per unit of industrial production. Moreover, not only do we find that the adjustment of levy standards has not caused a pollution transfer effect, but also that the corresponding polluting enterprises have opted to control their polluting levels instead of evading environmental monitoring. Through further analysis and testing of the influence mechanism, we find that the adjustment in the levy standards not only urges companies to strengthen the end-of-pipe abatement management, but also significantly encourages them to enhance their front-end prevention capabilities. While the reduction in the use of coal per unit of industrial production has been relatively greater, the productive process of the corresponding enterprises has also been improving significantly.

Key words: pollution levy policies, DID technique, emissions reduction, pollution transferring

JEL codes: H23, Q52, Q58

(截稿: 2018 年 11 月 责任编辑: 宋志刚)